



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

Proyección de precios de exportación utilizando tipos de cambio: Caso peruano

Jesús Ferreyra* y José L. Vásquez*

* Banco Central de Reserva del Perú

DT. N° 2012-008
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Febrero 2012

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

Proyección de precios de exportación utilizando tipos de cambio: Caso peruano*

Jesús Ferreyra[†]

Banco Central de Reserva del Perú

José L. Vásquez[‡]

Banco Central de Reserva del Perú

Enero 2012

Resumen

La proyección de los términos de intercambio es un insumo relevante para el diseño de políticas macroeconómicas y es de vital importancia en países como Perú, cuya economía es pequeña y exportadora principalmente de materias primas. En el presente documento se aplica la metodología utilizada por Chen, Rogoff y Rossi (2009) para predecir la variación de los precios de exportación de Perú utilizando las variaciones de un índice de tipos de cambio de países exportadores de materias primas. Los resultados muestran que los tipos de cambio tienen un elevado poder predictivo de los precios de exportación del Perú, incluso mayor al de otros modelos ampliamente utilizados como los procesos autorregresivos o *random walks*.

Clasificación JEL: F31, F47, C52 y C53

Palabras clave: Tipo de cambio, precios de los *commodities*, proyecciones, *random walk*.

* Agradecemos los valiosos comentarios de Mauricio de la Cuba, Rosario Bernedo, Cesar Carrera, Eduardo Moreno, Rafael Nivín y Erick Lahura así como el trabajo de Gabriela Quintana como asistente de investigación. Las opiniones expresadas y cualquier error u omisión son únicamente de nuestra responsabilidad.

[†] E-mail: jesus.ferreyra@bcrp.gob.pe

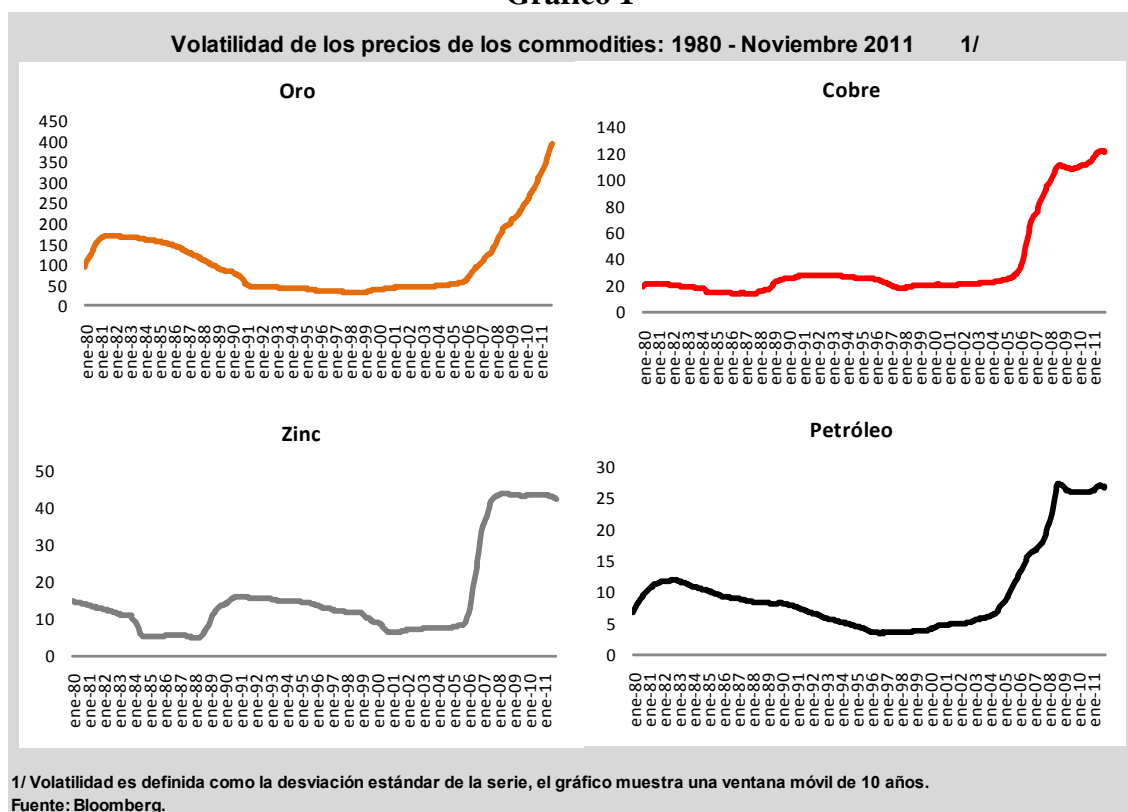
[‡] E-mail: jose.vasquez@bcrp.gob.pe

1. Introducción

La creciente volatilidad de los precios internacionales de los commodities hace más compleja la proyección de los términos de intercambio. Estos precios están cada vez más expuestos a choques y presiones en un mundo más globalizado, en el que además, la demanda de commodities como activos alternativos de inversión es creciente. Esta volatilidad impone costos elevados sobre las economías al producir cambios bruscos e inesperados en la cuenta corriente y el producto y el consiguiente impacto sobre la asignación de recursos y el bienestar.

La economía peruana es vulnerable a las variaciones en los términos de intercambio debido a que es tomadora de precios en el mercado internacional de *commodities*, principalmente de *commodities* mineros y agrícolas. La última crisis financiera global de 2008 mostró que los precios de estos productos estuvieron sujetos a cambios violentos, incluso más bruscos de los históricamente registrados y que los proyectados por la mayoría de agentes del mercado. La volatilidad se elevó a niveles históricos (ver Gráfico 1) y es probable que este comportamiento continúe en el mediano plazo.

Gráfico 1



La composición de nuestras exportaciones acentúa el problema al estar concentrada en pocos commodities. Las exportaciones de productos tradicionales explicaron el 78 por ciento de las exportaciones totales de 2010 y de estas, las exportaciones mineras representaron más del 60 por ciento. Entre los principales *commodities* que exporta el Perú se encuentran el oro, el cobre, el zinc, el hierro, la plata y la harina de pescado.

Con esta composición se hace extremadamente difícil proyectar los precios de las exportaciones en una coyuntura de elevada volatilidad. Así por ejemplo, una proyección

basada en la evolución de los precios de los contratos a futuro transados en los mercados bursátiles, presenta limitaciones porque las primas por riesgo a pagar se vuelven elevadas, distorsionando la relación entre precio spot y el precio futuro. De igual forma, modelos basados en los fundamentos de los mercados de *commodities* –que tienen alto poder explicativo– no tienen buenos resultados al proyectar porque factores especulativos empiezan a jugar un mayor rol. A menudo un *random walk* –que asume que el cambio esperado en el precio es cero en el largo plazo– tiene mejor poder predictivo que los modelos basados en fundamentos.

Las limitaciones de la mayoría de modelos utilizados para predecir el precio de los *commodities* se han incrementado tras la crisis financiera mundial haciendo necesaria la implementación de nuevas metodologías. En esta línea, el presente trabajo utiliza la metodología descrita por Chen, Rogoff y Rossi (2008) para proyectar el precio de los *commodities* que exporta Perú a partir de los tipos de cambio de los principales países exportadores de materias primas. Chen, Rogoff y Rossi (CRR, 2009) consideran a los tipos de cambio como precios de activos y utilizan el enfoque del valor presente y el concepto de regresión inversa para extraer información contenida en las monedas y proyectar los precios de los *commodities*.

El documento está ordenado en cinco secciones. La sección 2 revisa los principales enfoques utilizados en la literatura para explicar y proyectar los precios de *commodities*. La sección 3 describe el modelo, los datos y la metodología empleada para el análisis de la relación entre los precios de *commodities* y el tipo de cambio. La sección 4 reporta los principales resultados de las estimaciones y la sección 5 presenta las conclusiones del documento.

2. Revisión de la literatura

Esta sección resume los principales métodos utilizados para predecir y explicar los precios de los *commodities*. Estos métodos presentan limitaciones que se acentúan en una coyuntura como la actual caracterizada por una creciente volatilidad de precios. La mayoría de enfoques tiene un elevado poder explicativo pero no predictivo.

Modelos del mercado de *commodities*. Estos modelos buscan explicar el comportamiento de la oferta y la demanda de los *commodities*, identificando los principales determinantes del precio asociados a sus fundamentos. La literatura sobre la proyección de los precios de los *commodities* usando sus fundamentos es abundante. Los primeros modelos fueron propuestos por Reinhart (1988) y Borensztein y Reinhart (1994) y son utilizados en la actualidad por casas de inversión, organismos internacionales, etc.

El enfoque *random walk* (RW). Asume que el cambio esperado en el precio de los *commodities* a través del tiempo es cero, porque los cambios de precios están asociados a choques totalmente aleatorios. Este método es considerado el modelo *Benchmark* respecto al cual se comparan las proyecciones de precios de los *commodities*, debido a su simplicidad y porque no utiliza ningún tipo de información adicional. En esta línea se encuentran los trabajos de Holthausen y Huges (1978) y Engel y West (2005).

Modelos autorregresivos (AR). Los modelos autorregresivos y sus variantes complementarias con media móvil y otros, son una práctica estándar en la literatura de

proyección de precios de los *commodities*. Estos modelos utilizan sólo la información contenida en la misma serie de precios, tratando de identificar y predecir su comportamiento en el tiempo.

Modelos que usan contratos futuros. Estos modelos se basan en la hipótesis de que los precios de los contratos futuros deberían incorporar eficientemente toda la información disponible en el mercado. Así, la tendencia de estos precios a futuro deberían darnos las señales adecuadas para predecir los precios spot. En esta línea se encuentran los trabajos de Gorton y Rouwenhorst (2005) y Groen y Pesenti (2009); sin embargo, ambos encuentran que los precios futuros no dan señales adecuadas porque incorporan una prima por riesgo creciente en el tiempo.

Modelos que usan filtros. Este método consiste en separar las fluctuaciones de corto y largo plazo de los precios de los *commodities* para identificar desviaciones y tendencias de largo plazo. Este método utiliza futuros para determinar el precio de equilibrio de largo plazo y lo compara con el precio spot. Schwartz y Smith (2000) propusieron este método y obtienen que los precios de los *commodities* convergen a sus niveles de equilibrio; incluso con resultados robustos cuando se comparan con el enfoque de *random walk*.

Modelos que incorporan comportamiento especulativo. Este enfoque consiste en aprovechar la información contenida en la conducta especulativa de los participantes del mercado. Según este enfoque, la demanda especulativa presiona al alza el precio futuro del *commodity*, lo cual tiende a presionar al alza su precio spot, independiente de lo que suceda con los fundamentos del mercado. Es decir que a mayor especulación los precios actuales de los *commodities* deberían aumentar, independiente de lo que indique su brecha de oferta-demanda. De no ocurrir esto, los agentes tendrían incentivos para acumular inventarios. En esta línea, Frankel (2008) señala que las tasas de interés bajas favorecen la especulación porque reducen el costo de oportunidad; lo cual, según Hamilton (2009) habría ocurrido en el último boom de *commodities*.

Modelo de activos (enfoque del valor presente). Este enfoque explota el vínculo que existe entre los tipos de cambio de los principales países exportadores de materias primas y los precios de los *commodities*. Según este enfoque, los tipos de cambio son excelentes predictores de los precios porque contienen información futura del mercado. Este método es propuesto por Chen, Rogoff y Rossi (CRR, 2009), quienes afirman que los tipos de cambio son activos que contienen información sobre las expectativas de movimientos futuros de sus fundamentos. Por lo tanto los tipos de cambio pueden predecir aquellos fundamentos exógenos, tales como los precios de los *commodities*. El presente documento se basa en este enfoque.

2.1 Antecedentes teóricos del modelo de valor presente

El tratamiento de los tipos de cambio como activos financieros data desde la década del ochenta. Entre los principales estudios que consideran al tipo de cambio nominal como un activo financiero se encuentran Frenkel y Mussa (1985), que señalan que los tipos de cambio nominales deberían ser considerados como precios de activos durables, al igual que los activos que cotizan en los mercados bursátiles. En tal sentido, la cotización de las monedas reflejarían las expectativas del mercado sobre las condiciones económicas relevantes para los mercados cambiarios en el futuro. En esta línea,

Obstfeld y Rogoff (1996) señalan que es más robusto que el tipo de cambio sea visto como el precio de un activo porque depende de las expectativas sobre sus determinantes. Por su parte, Engel y West (2005) presentaron un modelo, en el cual el tipo de cambio nominal es el valor presente descontado de una combinación lineal de fundamentos observables y no observables. Este enfoque ha sido exitoso al proveer un marco teórico para explicar la evolución del tipo de cambio nominal. Sin embargo, no obtiene buenos resultados cuando se emplean fundamentos estándar como tasas de interés, producción y oferta de dinero, que son endógenos a la determinación del tipo de cambio¹.

2.2 La regresión inversa.

El modelo de valor presente nos dice que el tipo de cambio nominal está determinado por el valor descontado de sus fundamentos; es decir, determinado por lo que le ocurra a sus fundamentos en el presente y en el futuro. Por lo tanto, contiene información de lo que el mercado espera que ocurra con ellos. Con la regresión inversa se busca extraer la información que contiene el tipo de cambio nominal sobre el comportamiento futuro de sus fundamentos.

En la literatura, diversos autores han utilizado una regresión inversa en los modelos de valor presente de determinación del tipo de cambio nominal. Campbell y Shiller (1987), y Engel y West (2005) elaboraron un marco conceptual en el que los tipos de cambio nominales ayudarían a predecir a sus fundamentos debido a que reflejan las expectativas de variaciones futuras en ellos. Sin embargo, los autores no obtuvieron buenos resultados al contrastar su hipótesis porque emplearon fundamentos endógenos a la determinación del tipo de cambio. Por ejemplo, hallar que la cotización de una moneda predice la oferta monetaria podría ser sólo una respuesta endógena o de una causalidad inversa y no refleje el resultado de un modelo de valor presente.

La alternativa para obtener evidencia empírica que sustente regresión inversa utilizando la teoría de valor presente es incluir fundamentos exógenos en la determinación del tipo de cambio nominal. Uno de estos fundamentos exógenos es el precio de los commodities.

2.3 El tipo de cambio nominal y los precios de los *commodities*.

El presente documento busca predecir los precios de los *commodities* utilizando la información contenida en el tipo de cambio nominal. Para ello, utilizamos el enfoque propuesto por CRR (2009), que considera que los precios de los *commodities* son exógenos en la determinación del tipo de cambio nominal, en aquellas economías en los que representan una participación importante de sus ingresos de exportación y que sean tomadoras de precios en el mercado internacional.

La exogeneidad de los *commodities* en la determinación del tipo de cambio nominal nos permite aplicar la regresión inversa. Es decir, dado que la cotización de las monedas de los países exportadores de *commodities* contiene información sobre la evolución futura de los precios de los *commodities*, se puede usar el tipo de cambio para predecir el precio de los commodities.

¹ Jaimovich y Panizza (2007) señalan que la endogeneidad entre los tipos de cambio nominal y sus fundamentos es especialmente elevada en economías desarrolladas.

CRR (2009) encontraron evidencia empírica a favor de la utilización de los precios de los *commodities* como fundamento exógeno del tipo de cambio nominal². Estos autores utilizan el enfoque del valor presente y el método de regresión inversa para la determinación del tipo de cambio nominal en un pequeño grupo de economías exportadoras de materias primas. Encuentran que el poder predictivo del tipo de cambio nominal se mantiene aun fuera de la muestra, resultado que difícilmente se encuentra en otros modelos de predicción.

Otros estudios también apoyan la hipótesis de exogeneidad de los precios de los *commodities* en la determinación del tipo de cambio, utilizando el enfoque de valor presente y la regresión inversa, tal es el caso de Amano y Van Norden (1993), Chen y Rogoff (2003, 2006) y Cashin, Céspedes, y Sahay (2004).

3. Metodología

En este capítulo se presenta la metodología que se va a utilizar para estimar la relación entre el tipo de cambio nominal y el precio de exportación de los *commodities*. Posterior a ello, se compara el poder predictivo del modelo con modelos estándares de proyección (modelo autorregresivo y *random walk*). Se utilizará la metodología de CRR (2009) para predecir la evolución de una canasta de precios de commodities relevantes para el caso peruano.

3.1 Modelo

Se utiliza un modelo bivariado de cotización de activos presentado por CRR (2009). Este enfoque da lugar a una relación de valor presente entre el tipo de cambio nominal (s_t) y la suma descontada de sus fundamentos futuros esperados (f_t). CRR (2009) utiliza el siguiente modelo de valor presente:

$$s_t = \gamma \sum_{j=0}^{\infty} \varphi^j E_t(f_{t+j}/I_t) \quad (1)$$

Donde, los valores γ y φ son parámetros que representan uno menos la tasa de descuento y la tasa de descuento, respectivamente, dictadas por el modelo estructural tradicional del valor presente³, al que hacen referencia CRR (2009). E_t es el operador de expectativas dada la información I_t , y f_t son los fundamentos del tipo de cambio.

CRR (2009) muestran que el tipo de cambio nominal causa a lo Granger a sus fundamentos f_t , por lo que el tipo de cambio nominal (S_t) puede predecir sus fundamentos (f_t) porque incorporan información futura de estos. Ello sólo es posible en el caso de que los fundamentos a predecir sean exógenos a la determinación del tipo de cambio. Según CRR (2009), esta condicionante se cumple solo en el caso de los tipos de cambio nominal de economías pequeñas y abiertas con tipo de cambio flexible cuyo principal ingreso por exportaciones sean los commodities. Adicionalmente, los autores controlan por parámetros cambiantes del modelo, debido a que estas economías

² CRR (2009) encontraron que la causalidad entre el tipo de cambio nominal y los precios de los commodities es clara y pasan las pruebas de exogeneidad.

³ Para mayor detalle de este tipo de modelos estructurales, ver a Charles Engel y Kenneth West en "Accounting for Exchange Rate Variability in Present Value Models When the discount factor is near 1"; y "Exchange Rates and Fundamentals".

exportadoras de commodities habrían experimentado cambios importantes en sus regímenes de política, como la adopción de esquemas de metas de inflación.

3.2 La metodología

De acuerdo a la teoría del valor presente, las variaciones del tipo de cambio nominal (Δs_t) contienen información presente y futura de las variaciones de los precios de los *commodities* (Δcp_t), esta relación se recoge en la ecuación 2.

$$\Delta s_{t+1} = \gamma \sum_{j=1}^{\infty} \varphi^j \Delta cp_{t+j} + z_{t+1} \quad (2)$$

La ecuación 2 implica que las variaciones en el tipo de cambio (Δs_t) también serían útiles para proyectar las variaciones futuras en los precios de los *commodities* (Δcp_{t+i}), pero no a la inversa⁴.

Por tanto para extraer la información que contienen los tipos de cambio nominales sobre la variación en los precios de los *commodities* se procede a plantear la regresión inversa mediante una prueba de causalidad a lo Granger (que permita la existencia de parámetros inestables). El objetivo es determinar si las variaciones de los tipos de cambio nominal predicen a las variaciones de los precios de los *commodities* exógenos, aun si los precios de los *commodities* no predicen a los tipos de cambio aplicando la regresión normal.

Para obtener la regresión inversa, se asume que sólo se requiere predecir la variación en los precios de los *commodities* en el siguiente periodo. Es decir, solo se necesita extraer del tipo de cambio, la información relevante del precio de los *commodities* al siguiente periodo. Esto es crucial debido a que, como se observa en la ecuación 2, el tipo de cambio causa a lo Granger a series infinitas de precios de *commodities* en el futuro y a otros fundamentos no explicitados.

Asumiendo que el valor esperado de los choques es cero ($E_t Z_t = 0$) y que no se puede proyectar los precios de los *commodities* más allá de $t+2$ ($E_t \Delta cp_{t+2} = E_t \Delta cp_{t+3} = \dots = 0$), se obtiene la ecuación 3, donde $\beta_1 = 1/\gamma\varphi$ y $\beta_2 = -\gamma(1/\gamma\varphi)$. La ecuación 3 es la ecuación inversa a estimar.

$$E_t \Delta cp_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta s_t + \beta_2 \Delta cp_t \quad (3)$$

Cabe precisar que z_t representa otros choques que determinan el equilibrio del tipo de cambio, independientemente de los precios de los *commodities* y puede incluir fundamentos macroeconómicos estándar, como la tasa de interés y los flujos de capitales, entre otros; verificando que no exista un problema de endogeneidad. Sin embargo, CRR (2009) enfatizan que los fundamentos macroeconómicos estándar tienen problemas de endogeneidad:

“[...] previous tests employ standard macroeconomic fundamentals such as interest rates, output and money supplies which are plagued by issues of endogeneity, rendering causal interpretation impossible and undermining the whole approach. This problem can be finessed for the commodity currencies, at

⁴ Dado que las series contienen raíz unitaria y queremos aplicar una prueba de causalidad a lo Granger, se utilizan las series en primeras diferencias.

least for one important exchange rate determinant: the world price for an index of their major commodity exports.”

3.3 Datos

Se utilizan diversas series mensuales de tipo de cambio y precios de *commodities* de Perú (ver anexo de Gráficos al final del documento) para el periodo noviembre de 1999 a noviembre de 2011. Todas las series son expresadas en logaritmos naturales de los índices de tipo de cambio y de precios de los *commodities*. Para la construcción del índice de tipos de cambio, se eligieron países donde los precios de los *commodities* son totalmente exógenos a la determinación de cada tipo de cambio. Se escogieron las monedas de Australia, Canadá, Nueva Zelandia, Sudáfrica, Chile y Perú; debido además a que estos países:

- i) Poseen regímenes cambiarios flotantes.
- ii) Poseen regímenes de metas de inflación.
- iii) Son exportadores de *commodities* que representan más de la cuarta parte de los ingresos por exportaciones de cada país).
- iv) Son tomadores de precios para el conjunto de los *commodities* que exportan; a pesar que para algunos productos, podrían tener algún grado de poder de mercado.
- v) Poseen datos suficientes (disponibilidad de 10 años en las series).

Las series incluyen los tipos de cambio mensuales respecto al dólar y a la libra esterlina, para un periodo que va desde enero 1999 a noviembre 2011. Los datos corresponden a cotizaciones promedio mensuales de unidades monetarias por dólar obtenidas de datos diarios reportados por Reuters y procesadas en el Banco Central de Reserva del Perú para sus estadísticas. También se incluyen las cotizaciones de estas monedas en libras esterlinas, las cuales son calculadas sobre la base de tipos de cambio cruzados.

Se utiliza el índice de tipo de cambio de Perú, y un índice de tipo de cambio canasta que se agrega utilizando un promedio simple de los índices de los tipos de cambio de Australia, Canadá, Nueva Zelandia, Sudáfrica, Chile y Perú. De aquí en adelante denominado tipo de cambio canasta. Al utilizar un promedio simple para el tipo de cambio canasta se logra una agregación neutra que posteriormente va a ser contrastada cuando se utilice el modelo multivariado. Todos los índices tienen base 1999=100.

Respecto a los precios de los *commodities* se construye un índice de precios agregado de *commodities* para el Perú con base 1999. Dado que el objetivo de este documento es la proyección de precios de los *commodities* de exportación, el índice se construyó de acuerdo al siguiente criterio:

- i) Se escogió una canasta con los siete principales *commodities* de exportación que incluía básicamente metales. Los siete *commodities* escogidos fueron la harina de pescado, cobre, oro, zinc, plata, plomo y estaño. Se incluyeron solo siete commodities debido a que el aporte marginal de productos adicionales no afectaba significativamente la evolución ni volatilidad del índice.
- ii) La canasta buscó reflejar la composición de las exportaciones del 2009, último año reportado al momento de efectuar las estimaciones. Ello garantiza una canasta representativa y cercana a la utilizada para calcular el índice de precios de las

exportaciones del Perú. Este índice explica el 64 por ciento de las exportaciones peruanas de 2009.

- iii) Para la construcción del índice se utilizaron las cotizaciones de mercado de los *commodities*, debido a que los precios implícitos incorporan otros factores que distorsionan el precio del *commodity*. Los datos de precios mensuales de *commodities* son recopilados de cotizaciones diarias de precios de cada commodity reportados por Reuters y/o Bloomberg.

De otro lado, se utilizan los precios de las exportaciones (Px) de Perú, expresados como el índice de precios de exportación que calcula y publica el BCRP, reindexado a base 1999=100. Este índice se usa como proxy del índice de precios de los *commodities*.

Se incluyen los pasivos externos netos como proxy de los flujos de capitales. Para el stock de pasivos externos netos de largo plazo (PEN), se tomó la serie registrada por el Departamento de Balanza de Pagos del BCRP, esto es, en millones de dólares, a la cual se le eliminó los pasivos de corto plazo. Luego se transformó en millones de nuevos soles con el tipo de cambio del fin de periodo respectivo. Para transformarla a unidades monetarias reales y luego expresarla como ratio del PBI real anualizado, se deflactó la serie original con el IPC del Perú y se le dividió entre el PBI (denominado en millones de soles reales). Finalmente, se utilizó la tasa de interés libor a 3 meses.

Todos los análisis se basan en tipos de cambio en dólares de Estados Unidos, Se confirma la robustez de los resultados cambiando la denominación de las monedas a libras esterlinas.

3.4 Análisis de las series

De manera previa al análisis de raíz unitaria, se aplican pruebas de detección que quiebres estructurales bivariados –en particular, el test de Zivot y Andrews (1988) no encontrándose problemas de quiebres. Luego se aplican diversas pruebas de raíz unitaria, las mismas que no rechazan la hipótesis que estas series contengan al menos una raíz unitaria (ver anexo A). Dado que las series tienen raíz unitaria, se analizarán los datos en primeras diferencias, los cuales se denotan con Δ^5 .

Posteriormente se aplica la prueba de causalidad a lo Granger entre las variables. El objetivo es verificar si las variaciones en los tipos de cambio causan a lo Granger a las variaciones del índice de precios de *commodities* y a las variaciones de los precios de las exportaciones de Perú. Es común que se rechace la existencia de causalidad a lo Granger entre el tipo de cambio nominal y los precios de los *commodities*, la razón podría ser la inestabilidad de parámetros debido a los múltiples cambios de regímenes en la política cambiaria y monetaria de los países seleccionados. Para superar este problema se aplica el método desarrollado por Rossi (2005) y propuesto en CRR (2009) resistente a los cambios de los parámetros en el tiempo.

⁵ En este caso, no se considera la cointegración, sino las primeras diferencias debido a que no se tiene un modelo específico. Chen y Rogoff (2003), probaron que, al analizar el tipo de cambio real de equilibrio, los modelos DOLS estimados con modelos de cointegración en primeras diferencias producen resultados muy similares.

Encontrar evidencia de causalidad entre ambas variables, equivale a decir que las variaciones del tipo de cambio nominal pueden predecir las variaciones de los precios de los *commodities*. Sin embargo, tenemos que evaluar si el contenido predictivo del tipo de cambio, a través del uso de esta metodología, es mayor al de otras especificaciones. Por ello, se compara el poder predictivo tanto dentro de la muestra como fuera de ella respecto a los resultados obtenidos con los modelos “*Benchmarks*”; *random walk* (RW) o un vector autorregresivo (VAR).

A pesar que para CRR (2009), los resultados de la prueba de causalidad a lo Granger solo muestran evidencia de que se cumple la relación de valor presente entre el tipo de cambio y sus fundamentos, cuando los fundamentos son exógenos como en el caso de los precios de los *commodities* en los países exportadores de *commodities*, intentamos añadir otros fundamentos. El análisis incluyó dos fundamentos adicionales del tipo de cambio nominal como son la tasa de interés libor y los flujos de capital (pasivos externos netos como porcentaje del PBI). Sin embargo estas variables no pasaron la prueba de exogeneidad requerida (ver anexo F). El análisis de exogeneidad entre las variables es requerido porque, de no existir tal condición de exogeneidad, los resultados de la causalidad serían difíciles de interpretar. Por ejemplo podrían estar reflejando una doble causalidad entre las variables a estimar.

Para evaluar el poder predictivo del modelo fuera de la muestra respecto al poder predictivo de los modelos *Benchmark*, se utilizan ventanas móviles cuyo tamaño es igual a la mitad del tamaño total de la muestra. Con estas ventanas o sub-muestras se obtienen proyecciones del periodo siguiente (en nuestro caso del mes siguiente) de manera recursiva. Con ello, obtenemos una serie de proyecciones mensuales que pueden compararse los resultados observados y catalogar el poder predictivo fuera de la muestra.

Para comparar los resultados predictivos del modelo base planteado en la ecuación 3 con los modelos *Benchmark*, se utilizan dos metodologías.

- i) En el primer método, se reporta la diferencia entre el cuadrado de los errores de proyección del modelo base (MCEP) frente al del modelo *Benchmark* (que puede ser el RW o AR(1)). Para hacerlos comparables se re-escalan por una medida de volatilidad. En esta prueba, un número negativo indica que el modelo supera al *Benchmark*.
- ii) En la segunda prueba, se utiliza la metodología Enc-New de Clark y MacCracken (2001) propuesta en CRR (2009). Un rechazo de la hipótesis nula implica que el estimador contiene poder predictivo fuera de la muestra.

Posteriormente, se comprueba la robustez de los resultados utilizando un procedimiento alternativo, consistente en una prueba de causalidad multivariada. En éste método, se busca corregir el posible sesgo que ocasiona el construir la canasta de monedas con una ponderación simple de los tipos de cambio de los países exportadores de *commodities*. Para ello se reponderan las series individuales de cotizaciones de las monedas de los países exportadores de *commodities*, para predecir las fluctuaciones del precio de las exportaciones del Perú, en un modelo multivariado. Esta metodología reemplaza a la canasta agregada de monedas con ponderación simple que se utiliza en la sección previa.

El procedimiento de esta última metodología multivariada es similar al de la metodología bivariada. En este caso también se comprueba el poder predictivo dentro y fuera de la muestra. En el presente documento se consideran estimaciones de causalidad a lo Granger multivariadas utilizando solo tres series de monedas (Australia, Canadá y Nueva Zelanda). Luego se extiende el análisis para obtener proyecciones fuera de la muestra. En este caso se considera dos enfoques para la evaluar el poder predictivo fuera de la muestra: la proyección multivariada y la proyección de una combinación de *bivariadas*.

- i) En el primer enfoque de la proyección multivariada, se utilizan los mismos tres tipos de cambio usados en las estimaciones dentro de la muestra. Aquí se busca implementar el procedimiento de proyección con la estimación cambiante utilizado en las estimaciones *bivariadas* para proyecciones fuera de la muestra. Nuevamente se usa la prueba de Enc-New de Clark y MacCracken (2001) para evaluar el desempeño del modelo de proyección en relación a la proyección utilizando los modelos *Benchmark* de RW y AR(1).
- ii) El segundo enfoque de la proyección multivariada es una manera alternativa de explotar información contenida en los tipos de cambio porque involucra computar un promedio ponderado de proyecciones estimadas de forma bivariada. Cada una obtenida de la relación de un solo tipo de cambio respecto a los precios de las exportaciones del Perú. Es decir, primero se estiman tres regresiones en las que se relaciona el precio de las exportaciones y el tipo de cambio de cada país (Australia, Canadá y Nueva Zelanda), utilizando un procedimiento móvil. Según Stock y Watson (2003) y Timmermann (2006), para ponderar las proyecciones individuales, una combinación simple de los esquemas tiende a trabajar mejor. Por ello se utiliza una ponderación simple de las proyecciones individuales obtenidas. Luego de obtenida la proyección ponderada fuera de la muestra de los precios de las exportaciones del Perú, se compara con la proyección *random walk*.

4. Resultados

En este capítulo se presentan los resultados de la aplicación del modelo de valor presente propuesto por CRR (2009) para el caso peruano. Utilizando el concepto de regresión inversa se extrae información contenida en el tipo de cambio –tanto de una canasta de monedas de países exportadores de materias primas, como de Perú– para predecir la variación de precios de una canasta de *commodities* relevante para Perú y la variación del índice de precios de exportaciones del Perú.

En primer lugar, se examina si tanto el tipo de cambio del Perú como el tipo de cambio canasta pueden predecir los movimientos del índice precios de los *commodities* representativos para Perú. De acuerdo al marco teórico descrito previamente, se utiliza el enfoque del valor presente y un análisis bivariado. En este caso, se encuentra evidencia que el tipo de cambio canasta predice los precios de la canasta de *commodities* dentro de la muestra. Este resultado es robusto cuando se cambia la denominación de los tipos de cambio de dólares a libras esterlinas⁶. Sin embargo,

⁶ Asimismo, aunque se probó que otros fundamentos no son exógenos al tipo de cambio nominal, el resultado es robusto a la inclusión de otros fundamentos como los pasivos externos netos y la tasa de interés libor. Sin embargo, los resultados son difíciles de interpretar en este caso debido a los problemas de endogeneidad de estos nuevos fundamentos.

cuando se evalúa el poder predictivo fuera de la muestra, sólo se halla evidencia mixta de que el tipo de cambio canasta tiene poder predictivo sobre los precios de la canasta de *commodities* (resultados mejores que el de los modelos *Benchmark*: RW y AR). Este resultado es robusto cuando el tipo de cambio se expresa en libras esterlinas, sólo cuando se compara con un AR.

En segundo lugar se busca predecir las variaciones del índice de precios de las exportaciones del Perú. En este caso, se sigue el mismo procedimiento bivariado para evaluar si las variaciones del tipo de cambio canasta causan a lo Granger a los movimientos del índice de precios de exportaciones de Perú. Se encuentra que el tipo de cambio canasta predice a los precios de las exportaciones dentro de la muestra, y se encuentra evidencia más robusta de que esto ocurra fuera de la muestra.

Finalmente, se evalúa si el poco poder predictivo del tipo de cambio canasta sobre los precios de las exportaciones peruanas y los precios de la canasta de *commodities* se debe al sesgo que ocasiona el construir la canasta de monedas con una ponderación simple de tipos de cambio de países exportadores de *commodities*. Para ello se estima una ecuación multivariada que permite ponderar las monedas de estos países. Los resultados no brindan evidencia más sólida de la que se obtuvo en la estimación *bivariada*, en la que se encuentra poco poder predictivo fuera de la muestra. Sin embargo, al utilizar un procedimiento alternativo de explotar información contenida en varios tipos de cambio, denominado proyección combinada, se obtiene que el tipo de cambio canasta predice al precio de las exportaciones fuera de la muestra mejor que los modelos *Benchmark*.

Adicionalmente, se realizó nuevamente el proceso incluyendo dos fundamentos como son los pasivos externos netos y la tasa de interés libor a 3 meses. Sin embargo, los resultados no cambiaron cualitativamente. Incluso, las pruebas de exogeneidad rechazaron las dos variables como explicativas de los tipos de cambio utilizados en el modelo.

Esta sección se divide en tres partes: el análisis bivariado de la canasta de *commodities* representativa para el Perú, el análisis bivariado de los precios de las exportaciones, y el análisis multivariado de los precios de las exportaciones.

4.1 Relación *bivariada* entre el tipo de cambio y los precios de los *commodities*

El Anexo B muestra las pruebas de causalidad, de estabilidad de parámetros, de causalidad controlando por parámetros inestables y poder predictivo respecto al *Benchmark* de la ecuación 3, usando las variables en primeras diferencias. Estas pruebas se realizan para analizar si tanto el tipo de cambio Nuevo Sol/USD y el tipo de cambio canasta, predicen el precio de un índice de *commodities* construido para el Perú. Los resultados son significativos y robustos. La inclusión de rezagos adicionales no fue significativa.

Se procede con cuatro estimaciones. En la primera se prueba el poder predictivo del tipo de cambio de Perú sobre la canasta de *commodities*, en la segunda se evalúa el poder predictivo de una canasta de tipos de cambio sobre el índice de la canasta de *commodities*, y en la tercera y cuarta estimación se realizan las mismas pruebas previas pero utilizando tipos de cambio y precios de *commodities* expresados en libras esterlinas

para probar la robustez de los resultados anteriores. En los resultados se muestran los valores p de la prueba de causalidad, tal que un número por debajo de 0,05 implica evidencia a favor de la causalidad a lo Granger⁷ a un nivel de confianza del 5%.

La primera estimación muestra evidencia de que el tipo de cambio de Perú causa a lo Granger al índice de precios de la canasta de *commodities*⁸. Este resultado indicaría que el tipo de cambio de Perú tiene cierto poder predictivo de los precios de los *commodities* que afectan a la economía peruana. La segunda estimación muestra que cuando se utiliza el tipo de cambio canasta se encuentra evidencia mucho más fuerte de que ésta causa a lo Granger a los precios de la canasta de *commodities* representativa de Perú. Para probar la robustez de estas pruebas ante la posibilidad de algún grado de endogeneidad inducida por el uso de tipos de cambio en dólares⁹ se utiliza los índices de tipo de cambio expresados en libras esterlinas. La tercera y cuarta estimación muestran que si existe evidencia que el índice de tipo de cambio expresado en libras puede predecir los precios de la canasta de *commodities* representativa del Perú. Sin embargo, el tipo de cambio del Perú no es adecuado para predecir la canasta de *commodities* con esta transformación. Es importante recordar que en estas estimaciones de causalidad a lo Granger no se tomó en cuenta la potencial inestabilidad de los parámetros¹⁰.

En esta parte se puede concluir que se encontró evidencia robusta de que las fluctuaciones del tipo de cambio nominal de la canasta, predicen dentro de la muestra las variaciones del índice de la canasta de precios de los *commodities* representativos del Perú. Incluso este resultado es robusto cuando se cambia la denominación de los tipos de cambio y se expresan en libras esterlinas. Por el contrario, la evidencia es menos concluyente en el caso del tipo de cambio de Perú.

A pesar de encontrar evidencia robusta de causalidad a lo Granger en las pruebas, se evaluó la existencia de parámetros inestables en el tiempo. La segunda columna del Anexo B reporta resultados de pruebas de inestabilidad de parámetros aplicadas en regresiones de causalidad *bivariadas*. La prueba QLR (*Quandt Likelihood Ratio*) para inestabilidad de parámetros de Andrews (1993) indica que no hay evidencia de que los parámetros sean inestables en el periodo bajo análisis. Sin embargo, y para probar que tan robusto es el modelo, se utilizó el procedimiento de Rossi (2005) que proponen CRR (2009) para permitir que los parámetros cambien en el tiempo, si es que se detecta algún quiebre (o dónde no se haya podido detectar aun existiendo). Para ello, se utiliza la prueba Exp-W* de Rossi (2005) utilizando la siguiente ecuación que se reporta en la tercera columna del Anexo B:

$$E_t \Delta c p_{t+1} = \beta_{0t} + \beta_{1t} \Delta s_t + \beta_{2t} \Delta c p_t \quad (4)$$

⁷ Siguiendo la metodología de CRR (2009), las estimaciones tienen heterocedasticidad y correlación serial consistente; y los resultados en el procedimiento de Newey y West (1987) con ancho de banda $T^{1/3}$ (donde T es el tamaño de la muestra).

⁸ Sin embargo, los precios de los *commodities* de esta canasta no causan a lo Granger al tipo de cambio del Perú.

⁹ Por ejemplo, cuando el dólar es fuerte, la demanda global por *commodities* cotizados en dólares disminuiría, induciendo a una caída en los precios de los *commodities*. Cualquier incertidumbre sobre el dólar de EEUU podría afectar simultáneamente los precios de los *commodities* y el valor del dólar.

¹⁰ En términos cualitativos los resultados son los mismos si se prueba con la hipótesis nula $\beta_1=0$. Sin embargo, se eligió la hipótesis nula anterior porque es consistente con el Benchmark del RW, utilizado comúnmente en la literatura. El resultado también es consistente con la inclusión de rezagos adicionales, o incluso con la exclusión de $\Delta c p_t$.

Se encuentra nuevamente evidencia de que las fluctuaciones del tipo de cambio de la canasta predicen los movimientos del índice de precios de la canasta de *commodities*, cuando las pruebas son robustas a la variación de los parámetros en el tiempo. Este resultado también es robusto a cambios en la denominación de la canasta de monedas a libras esterlinas. Cabe señalar que no se encuentra evidencia de que el tipo de cambio del Perú prediga los cambios en el índice de precios de la canasta, cuando se corrige la inestabilidad de parámetros.

Hasta aquí se encuentra evidencia sólida que las fluctuaciones del tipo de cambio canasta puede predecir los cambios en los precios de los *commodities* relevantes para el Perú, dentro de la muestra. Sin embargo, no se encuentra evidencia sólida que el tipo de cambio de Perú cause a lo *Granger* a la canasta de precios de los commodities.

Para ver el poder predictivo fuera de la muestra se utilizan ventanas móviles cuyo tamaño es igual a la mitad de la muestra y se generan proyecciones del siguiente mes de manera recursiva. Los resultados de este procedimiento se comparan con aquellos obtenidos en los modelos AR y RW. Se utilizan las dos pruebas detalladas en la parte metodológica.

La primera prueba mide la diferencia de los cuadrados de los errores de proyección estandarizados entre los modelos base y *Benchmark*. Este procedimiento produce un estadístico, el cual si es negativo indicaría que el modelo base supera al *Benchmark*. Según esta prueba existe evidencia que las variaciones del tipo de cambio de la canasta predicen las fluctuaciones de los precios de los *commodities* fuera de la muestra de manera superior a la de los modelos AR y RW. Este resultado es robusto cuando el tipo de cambio canasta se expresa en términos de libras esterlinas y se compara con un AR. Cuando se usa el tipo de cambio de Perú se encuentra que no sirve para proyectar el índice canasta de *commodities* fuera de la muestra (los modelos AR y RW son mejores).

En la segunda prueba se utiliza la metodología de Enc-Newton de Clark y MacCracken (2001) en la que un rechazo de la hipótesis nula (que se indica con asteriscos) implica que el modelo tiene poder predictivo fuera de la muestra. Sin embargo bajo este método sólo se encuentra evidencia de que las fluctuaciones del tipo de cambio canasta predicen mejor los cambios en los precios de los commodities fuera de la muestra si se comparan con un AR, expresado en libras esterlinas (ver cuarta columna del Anexo B).

La fuerte evidencia de predictibilidad de los precios de la canasta de *commodities* representativa del Perú, tanto en las pruebas dentro de la muestra como fuera de ella, utilizando el tipo de cambio canasta es bastante destacable y de uso práctico. En esta parte se concluye que la canasta de *commodities* representativa del Perú puede ser proyectada utilizando el tipo de cambio de la canasta de monedas que se ha construido.

4.2 Relación bivariada entre el tipo de cambio y los precios de exportación

En esta sección se analiza si los índices de tipo de cambio pueden predecir el índice de precios de exportaciones de Perú. Este índice es importante porque es esencial para la elaboración de los términos de intercambio. Nuevamente se utiliza la prueba de causalidad a lo Granger, utilizando tanto el procedimiento tradicional, como uno que es robusto a la inestabilidad de parámetros, siguiendo la misma secuencia de la sección anterior.

Se comienza estimando la ecuación 3 para la prueba estándar de causalidad a lo Granger¹¹ y los resultados se muestran en la primera columna del anexo C. No se encuentra evidencia de que el tipo de cambio de Perú cause a lo Granger al índice de precios de las exportaciones pero si se vuelve a encontrar evidencia de que el tipo de cambio canasta predice la variación de precios de las exportaciones peruanas. Este resultado es robusto al cambio de la denominación del tipo de cambio a libras esterlinas.

Posteriormente, se procede a aplicar la prueba de inestabilidad de parámetros para regresiones de causalidad *bivariadas* de Andrew (prueba *Quandt Likelihood Ratio*). En la columna dos del anexo C se reporta que existe evidencia de que los parámetros son inestables para el periodo de análisis en el caso del tipo de cambio canasta. Por esta razón, se utiliza el procedimiento de Rossi (2005 b) para lo cual se estima la ecuación 4. La tercera columna muestra evidencia de que el tipo de cambio canasta acepta las pruebas de causalidad a lo Granger. Es decir que el tipo de cambio canasta predice el índice de precios de las exportaciones cuando se permite una relación cambiante en el tiempo entre los tipos de cambio y el índice de precios de las exportaciones.

Para predecir fuera de la muestra se usa la misma metodología de la sección anterior y se encuentra que las fluctuaciones del tipo de cambio canasta predicen los cambios en el índice de precios de exportación fuera de la muestra, mejor que los modelos *Benchmark*. Este resultado es más robusto cuando se cambia la denominación de las monedas a libras esterlinas. De igual manera se encuentra que el tipo de cambio de Perú no ayuda a proyectar los precios de las exportaciones fuera de la muestra. En otras palabras, ambas pruebas muestran que tanto el modelo AR como el RW superan al modelo basado en el tipo de cambio de Perú para proyectar los precios de las exportaciones peruanas.

A manera de resumen, si bien el tipo de cambio canasta es un buen indicador para predecir la variación de los precios de las exportaciones del Perú tanto dentro de la muestra como fuera de la muestra.

4.3 Relación multivariada entre el tipo de cambio y los precios de las exportaciones

A pesar que se encuentra evidencia que las variaciones del tipo de cambio canasta sirve para proyectar los cambios en los precios de las exportaciones tanto dentro de la muestra como fuera de ella, se verifican los la robustez del resultado utilizando la relación multivariada.

La construcción de la canasta de monedas con una ponderación simple de los tipos de cambio de los países exportadores de *commodities* podría ocasionar un sesgo en los resultados. El resultado podría mejorar ponderando las monedas dentro de la canasta. Por ello, se consideró utilizar una metodología que pondera las monedas de los países exportadores de *commodities*, para predecir las fluctuaciones del precio de las exportaciones del Perú. Esta metodología reemplaza a la canasta agregada de monedas con ponderación simple que se utilizó en la sección previa.

¹¹ Al igual que en la sección anterior, todas las variables están en primeras diferencias, y las estimaciones tienen heterocedasticidad y correlación serial consistente. Los resultados se basan en el mismo procedimiento que utilizaron Chen et al (2008), basado en Newey y West (1987) con ancho de banda $T^{1/3}$ (donde T es el tamaño de la muestra). La tabla reporta los valores p para las pruebas, tal que un número por debajo de 0,05 implica evidencia a favor de la causalidad a lo Granger (a un nivel de confianza del 5%).

Primero se observa la predictibilidad del índice de precios de las exportaciones dentro de la muestra, y se considera utilizar estimaciones de causalidad a lo Granger multivariadas, utilizando solo tres series de monedas (Australia, Canadá y Nueva Zelanda).

$$E_t \Delta p x_{t+1} = \beta_0 + \beta_{11} \Delta s_t^{Aus} + \beta_{12} \Delta s_t^{Can} + \beta_{13} \Delta s_t^{NZ} + \beta_2 \Delta p x_t \quad (5)$$

Al igual que en la sección anterior, las pruebas tradicionales de causalidad a lo Granger sugieren que las monedas de los países exportadores de *commodities* tiene poder predictivo (columna 1 del anexo D) y cuando son controladas por la inestabilidad de sus parámetros se mantiene la evidencia a favor de que los tres tipos de cambio juntos predicen el índice de precios de las exportaciones (columna tres del anexo D), a pesar que no se halla evidencia de quiebre estructural en los parámetros. Luego se extiende el análisis para obtener proyecciones fuera de la muestra que es donde sólo se encuentra evidencia concluyente en el enfoque de la proyección de una combinación de *bivariadas*. Cabe señalar que se consideran dos enfoques: la proyección multivariada y la proyección de una combinación de *bivariadas*.

En el primer enfoque, para ver el poder predictivo fuera de la muestra de ambas especificaciones, se utilizan nuevamente las pruebas de la diferencia de los errores al cuadrado de predicción y la de Enc-New de Clark y MacCracken (2001); y se comparan con los modelos *Benchmark*. La columna cuatro del anexo D muestra que utilizando las tres monedas de *commodities* juntas, no se puede proyectar el índice de precios de los *commodities* mejor que con un modelo RW un AR.

En el segundo enfoque, se estima una proyección combinada calculando un promedio ponderado de las proyecciones de los precios de exportación obtenidas de una relación *bivariada* con cada tipo de cambio. Es decir, primero se estiman tres regresiones y se obtienen tres estimados del precio de las exportaciones:

$$E_t \Delta P x_{t+1}^i = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \Delta s_t^i \quad (6)$$

Donde: i= Australia, Canadá y Nueva Zelanda

Sin bien existen métodos diferentes para ponderar las proyecciones individuales, se sabe que una combinación simple de los esquemas tiende a trabajar mejor (Stock and Watson (2003) y Timmermann (2006)). En este documento se utiliza una ponderación simple de las proyecciones individuales $(\Delta p x_{t+1}^{AUS} + \Delta p x_{t+1}^{CAN} + \Delta p x_{t+1}^{NZ})/3$. Luego de obtenida nuestra proyección ponderada fuera de la muestra de los precios de las exportaciones del Perú, se compara con la proyección RW y AR. El resultado se reporta en la columna cuatro del anexo D, donde se observa que la diferencia MCEP es negativa, indicando que la proyección de los precios de las exportaciones de Perú construida de la combinación individual de proyecciones basadas en el tipo de cambio supera tanto a las proyecciones RW como AR. En resumen, este último método es el más robusto para proyectar los precios de las exportaciones del Perú fuera de la muestra.

5. Conclusiones

Este trabajo analiza el poder predictivo del tipo de cambio –de una canasta de países exportadores de commodities y del tipo de cambio de Perú– sobre las variaciones en los precios de una canasta de *commodities* representativa del Perú y las fluctuaciones en los precios de todas las exportaciones peruanas.

Las monedas de los países exportadores de *commodities* escogidas fueron las de Australia, Canadá, Nueva Zelanda, Sudáfrica, Chile y Perú. Para estas monedas flotantes, las fluctuaciones en los precios de los *commodities* representan un choque exógeno en sus términos de intercambio que afectan una gran parte de sus exportaciones. Estos países son exportadores de una variedad de *commodities* de productos mineros, energéticos y agrícolas, y son tomadores de precios para la mayoría de *commodities* que exportan. Por tanto, las fluctuaciones globales en los precios sirven como un choque exógeno y fácilmente observable sobre sus tipos de cambio.

Se incluyó el impacto de variables exógenas como los pasivos externos netos y la tasa de interés internacional en la determinación del tipo de cambio nominal, para ser usadas como variables de control.

Se encuentra evidencia robusta del poder predictivo del índice de tipo de cambio canasta respecto a los precios de una canasta de commodities de Perú tanto dentro como fuera de la muestra. Este poder predictivo es superior a modelos de estimación estándar como los modelos de procesos autorregresivos y *random walk*. En el caso del tipo de cambio de Perú sólo se halla evidencia que puede predecir los precios de exportaciones (canasta y el total) dentro de la muestra. Su poder predictivo fuera de la muestra es limitado e inferior al de los modelos autorregresivos y *random walk*.

Del mismo modo, se encuentra evidencia de que el tipo de cambio canasta tiene poder predictivo sobre los precios de las exportaciones totales peruanas, siendo esta evidencia solida tanto dentro como fuera de la muestra. Por ello se amplía el análisis a una estimación multivariada encontrando evidencia de que el tipo de cambio canasta predice los precios de las exportaciones fuera de la muestra, cuando se aplica un procedimiento alternativo denominado proyección combinada. Se encuentra que las monedas combinadas predicen mejor las fluctuaciones del precio de las exportaciones del Perú.

Se concluye que es posible utilizar la información contenida en los tipos de cambio de países exportadores de materias primas para proyectar los precios de los *commodities* representativos de Perú y que es una mejor opción comparada con el uso de modelos autorregresivos o de un *random walk*.

Referencias bibliográficas

- Amano, R. y van Norden, S. (1993), "A Forecasting Equation for the Canada-U.S. Dollar Exchange Rate". The Exchange Rate and the Economy, 201-65. Bank of Canada.
- Cashin, P., L. Céspedes y R. Sahay (2004) "Commodity Currencies and the Real Exchange Rate". Journal of Development Economics, Vol. 75, pp. 239-68.
- Chen, Yu-chin, Kenneth Rogoff y Barbara Rossi (2009). "Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?". Working Paper. University of Washington.
- Diebold, F. X. y R. Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy". Journal of Business and Economic Statistics 13(3), 253-263.
- Engel, C. y K. D. West (2004), "Accounting for Exchange Rate Variability in Present-Value Models When the Discount Factor is Near One", NBER Working paper No. 10267. Febrero de 2004.
- Engel, C. y K. D. West (2005), "Exchange Rates and Fundamentals", The Journal of Political Economy 113(3), 485-517.
- Frankel, J. (2008). "The Effects of Monetary Policy on Real Commodity Prices," in J. Y. Campbell, ed., Asset Prices and Monetary Policy, Chicago Press, pp. 291-334.
- International Monetary Fund (2006), "The Boom in Nonfuel Commodity Prices: Can It Last?" En World Economic Outlook (Sep. 2006).
- Gorton, G. y K. G. Rouwenhorst (2005), "Facts and Fantasies About Commodity Futures." Yale ICF Working Paper No. 04-20, February.
- Hamilton, J. (2009). "Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08," in D. Romer and J. Wolfers, eds., Brookings Papers on Economic Activity, Spring.
- Groen, Jan y Paolo Pesenti (2009). "Commodity Prices, Commodity Currencies, and Global Economic Developments". Staff Report 387. Federal Reserve of New York.
- Newey, W. y K. West (1987). "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". Econometrica 55, 703-708.
- Reinhart, C.M., (1988). "Real Exchange Rates and Commodity Prices in a Neoclassical Model". IMF, Working Paper N° 88/55.
- Rogoff, Kenneth (1992). "Traded Goods Consumption Smoothing and the *Random walk* Behavior of the Real Exchange Rate". Bank of Japan.
- Rossi, B. (2005a). "Testing Long-Horizon Predictive Ability, and the Meese-Rogoff Puzzle". International Economic Review 46(1), 61-92.
- Rossi, B. (2005b). "Optimal Tests for Nested Model Selection with Underlying Parameter Instability". Econometric Theory 21(5), 962-990.
- Schwartz, Eduardo y James E. Smith (2000). "Short-Term Variations and Long-Term Dynamics in Commodity Prices". Management Science 46 (July): 893-911.

ANEXOS

La prueba de causalidad a lo Granger requiere que tanto el tipo de cambio como sus fundamentos sean variables estacionarias. Estas variables se incluyen en variaciones debido a que en el Anexo A se comprueba que tienen raíz unitaria.

Anexo A: Test de Raíz Unitaria 1/ 2/

| | DFA | DF (GLS) | ERS (PT) | Ng-Perron | |
|-----------------------------------|---------|----------|----------|-----------|---------|
| | | | | Mza | Mzt |
| Índices de precios de exportación | | | | | |
| CP_US | -0,4928 | 0,9312 | 78,6633 | 1,0302 | 0,9544 |
| CP_Le | -0,9186 | 0,2553 | 43,7537 | 0,4092 | 0,2952 |
| Px_US | -0,2524 | 0,9012 | 76,7314 | 1,2189 | 1,1074 |
| Px_Le | -0,7471 | 0,1666 | 39,70920 | 0,3684 | 0,2552 |
| Índices de tipos de cambio | | | | | |
| TC_US_Canasta | -1,2881 | -1,2701 | 6,755019 | -3,6553 | -1,2729 |
| TC_le_Canasta | -1,1857 | -1,2056 | 6,598756 | -3,7839 | -1,1938 |
| TC_US_Perú | -0,2502 | -0,2948 | 16,0309 | -0,4351 | -0,1916 |
| TC_le_Perú | -0,4843 | -0,5528 | 12,5305 | -1,2988 | -0,5517 |

1/ Los resultados no permiten rechazar la hipótesis de existencia de raíz unitaria al 1% de confianza.

2/ Número de rezagos incluidos según criterio de Akaike modificado.

Los resultados de las pruebas de causalidad a lo Granger entre el tipo de cambio nominal frente al índice de precios de commodities relevante para el Perú se presentan en el Anexo B. Con ello se ve la habilidad del tipo de cambio para predecir los precios de los commodities tanto dentro como fuera de la muestra. En este caso se obtiene evidencia de que el tipo de cambio predice dentro de la muestra los cambios en el índice de precios de los commodities, pero esta metodología solo supera al modelo autoregresivo cuando se compara fuera de la muestra.

ANEXO B: RESULTADOS DE PRUEBAS BIVARIADAS (ÍNDICE DE COMMODITIES)

| | Causalidad Granger Bivariada | Prueba QLR | Causalidad Granger Rossi 1/ | Proyección fuera de muestra | |
|---|------------------------------------|---------------|-----------------------------------|--------------------------------|---------------|
| | | | | (Respecto AR) | (Respecto RW) |
| $\Delta cp_{t+1} = \beta_{0t} + \beta_{1t}\Delta s_t + \beta_2 \Delta cp_t$ | | | | | |
| TC (S/. X US\$) | 0,0730 * | 0,1069 | 0,0000 | 0,8723 | 0,6293 |
| TC _Canasta (u.m./US\$) | 0,000 *** | 0,3109 | 0,0000 | -0,6488 | -0,181 |
| TC (S/. x Libra) | 0,1159 | 0,1719 | 0,2160 | 1,3126 | 0,5356 |
| TC _Canasta (u.m./Libra) | 0,000 *** | 0,4126 | 0,0000 | -1,2901 ** | 0,4204 |

1/ Incluye inestabilidad de parámetros.

En el Anexo C se realizan las mismas pruebas de causalidad a lo Granger Bivariadas, con la única diferencia que en este caso se evalúa si el tipo de cambio puede predecir al precio de las exportaciones peruanas. Los resultados son más robustos que con el caso del índice de precios de los commodities construido para el Perú.

ANEXO C: RESULTADOS DE PRUEBAS BIVARIADAS (PRECIO DE EXPORTACIONES)

| | Causalidad Granger Bivariada | Prueba QLR | Causalidad Granger Rossi 1/ | Proyección fuera de muestra | |
|---|------------------------------------|---------------|-----------------------------------|--------------------------------|---------------|
| | | | | (Respecto AR) | (Respecto RW) |
| $\Delta px_{t+1} = \beta_0 + \beta_1\Delta s_t + \beta_2 \Delta px_t$ | | | | | |
| TC (S/. X US\$) | 0,2204 | 0,154 | 0,0279 | 1,552 | 0,2091 |
| TC _Canasta (u.m./US\$) | 0,000 *** | 0,0127 ** | 0,000 *** | -0,1421 | -0,1386 |
| TC (S/. x Libra) | 0,4707 | 0,1819 | 0,3335 | 1,1843 | 0,1517 |
| TC _Canasta (u.m./Libra) | 0,000 *** | 0,0642 * | 0,000 *** | -0,8459 ** | 0,1290 * |

1/ Incluye inestabilidad de parámetros.

En el Anexo D se presentan las pruebas de causalidad multivariadas. Si bien presentamos dos métodos diferentes para ponderar las proyecciones individuales, el que mejor resultados obtiene para proyectar los precios de las exportaciones fuera de la muestra es el que utiliza una combinación simple de los esquemas, el cual se observa en la segunda fila del cuadro que sigue.

ANEXO D: RESULTADOS DE PRUEBAS MULTIVARIADAS (PROMEDIO PONDERADO Y MODELO COMBINADO)

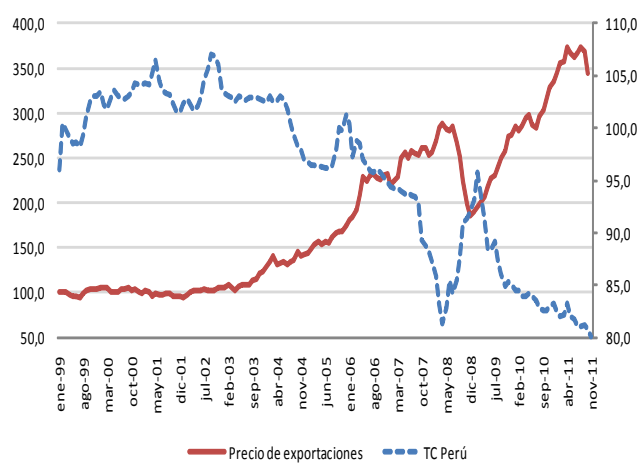
| | Causalidad Granger Bivariada | Prueba QLR | Causalidad Granger Rossi 1/ | Proyección fuera de muestra | |
|--|------------------------------------|---------------|-----------------------------------|--------------------------------|------------|
| | | | | (resp. AR) | (resp. RW) |
| $E\Delta px_{t+1} = \beta_0 + \beta_{11}\Delta s_{t(i)} + \beta_2 \Delta px_t$ | 0,000 *** | 0,4654 | 0,0000 | 0,1981 | 0,1306 |
| $\Delta px_{t+1(i)} = \beta_0 + \beta_1\Delta s_{t(i)}$ | -.- | -.- | -.- | -0,3955 | -2,0947 ** |

i = Australia, Canadá, Nueva Zelanda.

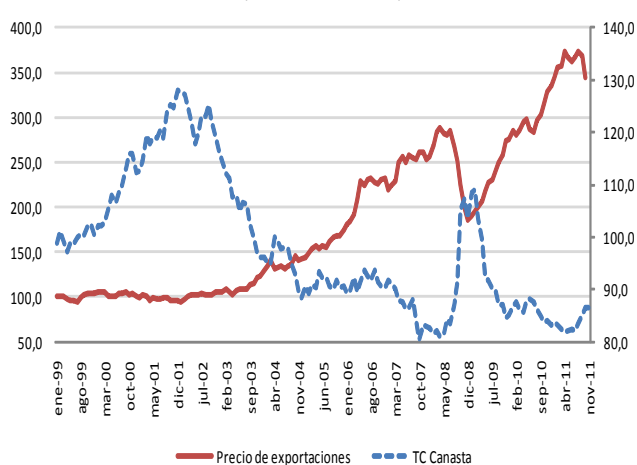
En el anexo E, se presentan gráficos con las relaciones entre el tipo de cambio de Perú con los índices de precios de commodities y de exportaciones relevante para el Perú. Asimismo, se presenta la relación entre el tipo de cambio canasta y los precios de la canasta de commodities y los precios de las exportaciones para el Perú. En los gráficos se observa que el tipo de cambio canasta es más volátil que el tipo de cambio Perú, lo que hace que correlacione mejor con la canasta de precios de los commodities y con el índice de precios de exportaciones para el Perú. Asimismo, se observa que la evolución del índice de la canasta de precios de commodities es muy parecida al comportamiento del índice de precios de las exportaciones para el caso peruano.

ANEXO E: Gráficos

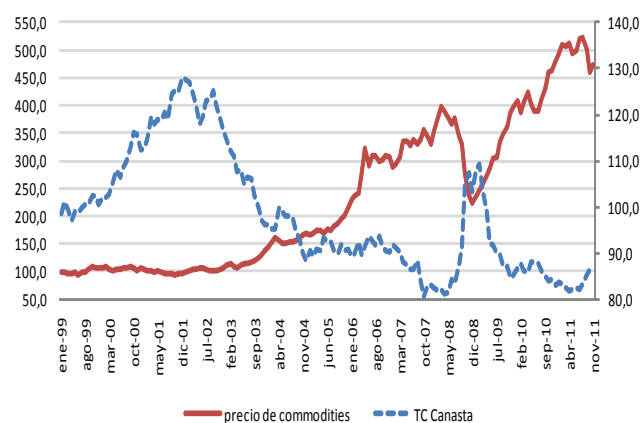
Tipo de cambio y precio de exportaciones
(Índice 1999=100)



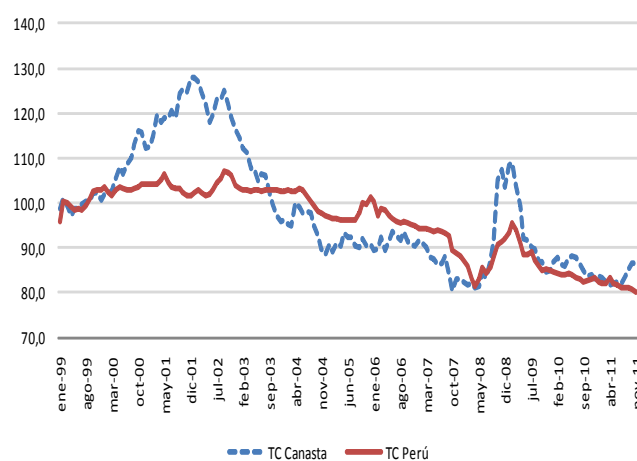
Tipo de cambio canasta y precio de exportaciones
(Índice 1999=100)



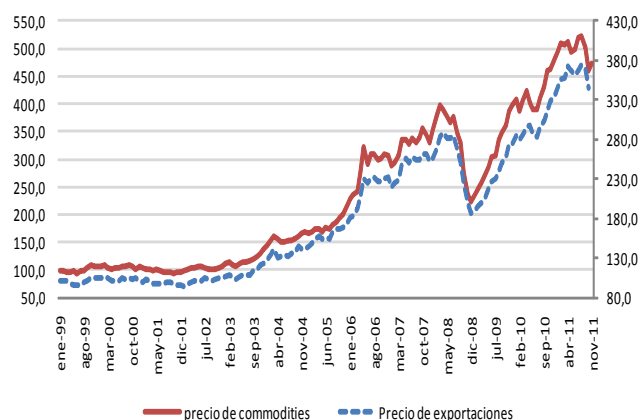
Tipo de cambio canasta y precio de canasta de commodities
(Índice 1999=100)



Tipo de cambio canasta y tipo de cambio Perú
(Índice 1999=100)



Precios de exportaciones y precio de la canasta de commodities
(Índice 1999=100)



Finalmente, el Anexo F, presenta las pruebas de exogeneidad de Wald para los pasivos externos netos (PEN_PBI) y la tasa de interés libor a 1 mes (TASA_LIBOR_A_1_MES), respecto a las medidas de tipo de cambio canasta. Para ambas variables se rechaza la hipótesis que son variables exógenas al tipo de cambio canasta. Por ello, estas variables fundamentales del tipo de cambio no se pueden incluir en la prueba de causalidad a lo Granger por los problemas econométricos y de interpretación que origina.

Anexo F: Tests de exogeneidad de Wald

1999M01 - 2011M11 /Obs.: 148

| Variable dependiente: TC_CANASTA_US\$ | | | |
|--|----------|----|--------|
| | Chi-sq | df | Prob. |
| PEN__PBI | 1.813390 | 2 | 0.4039 |
| All | 1.813390 | 2 | 0.4039 |
| Variable dependiente: PEN__PBI | | | |
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| TC_CANASTA_US\$ | 5.813160 | 2 | 0.0547 |
| All | 5.813160 | 2 | 0.0547 |
| Variable dependiente: TC_CANASTA_US\$ | | | |
| | Chi-sq | df | Prob. |
| TASA_LIBOR_A_1_MES | 3.726442 | 2 | 0.1552 |
| All | 3.726442 | 2 | 0.1552 |
| Variable dependiente: TASA_LIBOR_A_1_MES | | | |
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| TC_CANASTA_US\$ | 5.797128 | 2 | 0.0551 |
| All | 5.813160 | 2 | 0.0547 |